

Д. А. БУДЬКО

БрГУ им. А.С. Пушкина (г. Брест, Беларусь)

ПЛОСКАЯ КРУГОВАЯ ОГРАНИЧЕННАЯ ЗАДАЧА ЧЕТЫРЁХ ТЕЛ: ПОЛОЖЕНИЯ РАВНОВЕСИЯ И ИХ УСТОЙЧИВОСТЬ

Рассматриваемая в этой работе круговая ограниченная задача четырёх тел является обобщением знаменитой круговой ограниченной задачи трёх тел [1]. Три тела P_0, P_1, P_2 , обладающие массами m_0, m_1, m_2 , соответственно, движутся равномерно по круговым Кеплеровским орбитам вокруг общего центра масс, образуя в любой момент времени равносторонний треугольник. В литературе соответствующее точное решение задачи трёх тел известно как треугольное решение Лагранжа. Четвёртое тело P_3 , обладающее пренебрежимо малой массой, движется в гравитационном поле, создаваемом телами P_0, P_1, P_2 , и тогда обычно ставится задача об исследовании движения тела P_3 .

Ранее в работах [2, 3] были найдены все восемь положений равновесия при малых значениях параметров μ_1, μ_2 , и показано, что только три из них являются устойчивыми в линейном приближении. Далее используем методы, приведенные в [4], строим каноническое преобразование, приводящее функцию Гамильтона к нормальной форме с точностью до членов шестого порядка включительно, и применяем теоремы КАМ-теории [1]. В результате получаем теорему об устойчивости в смысле Ляпунова положений равновесия для почти всех значений параметров μ_1, μ_2 из области линейной устойчивости.

Все символьные преобразования и численные расчёты выполнены с помощью системы компьютерной алгебры Mathematica.

ЛИТЕРАТУРА

1. Маркеев, А.П. Точки либрации в небесной механике и космодинамике / А.П. Маркеев. – М.: Наука, 1978. – 312 с.
2. Будько, Д.А. Равновесные решения и их линейная устойчивость в ограниченной задаче четырёх тел / Д.А. Будько // Вести БГПУ. Серия 3. – 2011. – № 2. – С. 11–15.
3. Будько, Д.А. Исследование устойчивости равновесных решений ограниченной задачи четырёх тел / Д.А. Будько // Известия НАН Беларуси. Серия физ.-мат. наук. – 2011. – № 4. – С. 55–59.
4. Gadomski, L. Studying the stability of equilibrium solutions in the planar circular restricted four-body problem / L. Gadomski, E.A. Grebenikov, A.N. Prokopenya // Nonlinear oscillations. – 2007. – Vol. 10, № 1. – P. 66–82.

А. А. ВОЛЧЕК, Л. П. МАХНИСТ, В. С. РУБАНОВ, И. И. ГЛАДКИЙ

БрГТУ (г. Брест, Беларусь)

ОБ ОЦЕНКАХ ПАРАМЕТРОВ ОДНОЙ ИЗ МОДЕЛЕЙ МНОГОЛЕТНИХ КОЛЕБАНИЙ РЕЧНОГО СТОКА

Рассмотрим марковский процесс для описания колебаний речного стока, используемый в стохастической гидрологии.

Пусть \bar{V} – среднегодовой расход воды, а V_t – расход воды в момент времени t . Тогда, полагая $X_t = (V_t - \bar{V}) / \bar{V}$, процесс многолетних колебаний стока можно описать с помощью стационарного решения стохастического дифференциального уравнения (СДУ) Орнштейна–Уленбека с непрерывным временем [1]:

$$dX_t = -kX_t dt + s dW_t \quad (1)$$

где W_t – стандартный винеровский процесс (так что $\frac{dW_t}{dt} = W_t''$ – обобщенный случайный процесс

белого шума с параметром $s = C_V \sqrt{2k}$);

C_V – коэффициент вариации;

k^{-1} – время релаксации речного стока.

Орнштейна–Уленбека процесс является однородным по времени марковским процессом диффузионного типа с коэффициентом сноса $a(t, x) = -kx$ и диффузии $s(t, x) = s^2$, переходная плотность вероятности $p(t, x, y)$ которого является фундаментальным решением соответствующего уравнения Фоккера–Планка (т. е. прямого уравнения Колмогорова) вида

$$\frac{\partial p}{\partial t} = k \frac{\partial}{\partial y}(yp) + \frac{s^2}{2} \frac{\partial^2 p}{\partial y^2},$$

где коэффициент k определяется по формуле $k = -\ln r$, так как автокорреляционная функция колебаний стока имеет вид e^{-kt} , а r – коэффициент автокорреляции годового стока.

Пусть в начальный момент времени $t = 0$ сток равен x , а x_* – некоторое фиксированное значение стока. Выясним, за какой промежуток времени значение V будет находиться в полуинтервале $[x_*, \Gamma)$ при условии, что $x \in [x_*, \Gamma)$. Решить эту задачу можно с помощью обратного уравнения Колмогорова. Так как случайные колебания стока, описываемые СДУ, однородны по времени, обратное уравнение Колмогорова для процесса (1) имеет вид

$$\frac{\partial}{\partial t} p(t, x, y) = -kx \frac{\partial}{\partial x} p(t, x, y) + \frac{s^2}{2} \frac{\partial^2 p(t, x, y)}{\partial x^2}. \quad (2)$$

Пусть T – момент времени, в который значение V покинет промежуток $[x_*, \Gamma)$. Тогда

$$\text{prob}(T \leq t) = \int_{x_*}^{\Gamma} G(t, x) G(t, x) dx = \int_{x_*}^{\Gamma} p(t, x, y) dy.$$

Так как функция $1 - G(t, x)$ является распределением случайной величины T , то моменты n -ого порядка времени достижения границы x_* определяются соотношениями

$$T_k = - \int_0^{\Gamma} t^k \frac{\partial G(t, x)}{\partial t} dt = \int_0^{\Gamma} k t^{k-1} G(t, x) dt.$$

Интегрируя по t на интервале от 0 до $+\Gamma$ соотношение (2), получаем следующие уравнения для T_n :

$$\frac{s^2}{2} \frac{d^2 T_n}{dx^2} - kx \frac{dT_n}{dx} = -n T_{n-1}, \text{ при } \frac{dT_n}{dx}(\Gamma) = 0, T_n(x) \Big|_{x=x_*} = 0 \quad (T_0 = 1).$$

Введя безразмерные величины

$$kT_1 = q_1, k^2 T_2 = q_2, x \frac{\sqrt{2k}}{s} = \frac{x}{C_V} = x, x_* \frac{\sqrt{2k}}{s} = \frac{x_*}{C_V} = x_*,$$

приходим к системе для оценки математического ожидания T_1 и среднего квадратичного отклонения $\sqrt{T_2 - T_1^2}$:

$$\frac{d^2 q_1}{dx^2} - x \frac{dq_1}{dx} = -1, \frac{d^2 q_2}{dx^2} - x \frac{dq_2}{dx} = -2q_1, \frac{dq_i}{dx}(\Gamma) = 0, q_i(x) \Big|_{x=x_*} = 0. \quad (3)$$

Система (3), приведенная в [1], при решении различных прикладных задач интегрировалась численными методами. В данной работе рассматриваются вопросы сходимости решения системы (1), записанного в виде степенных рядов [2]:

$$\theta_1(\xi) = S_1(\xi) - S_1(\xi_*), \theta_2(\xi) = 2(S_2(\xi) - S_2(\xi_*) - S_1(\xi_*)\theta_1(\xi)), \text{ где}$$

$$S_1(\xi) = \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{\pi}{2} \right)^{\left\{ \frac{k}{2} \right\}} \frac{(-1)^{k-1} \xi^k}{(k-1)!! k}, \quad (4)$$

$$S_2(\xi) = \sum_{k=1}^{+\infty} \left(\frac{\pi}{2} \right)^{\left\{ \frac{k}{2} \right\}} \left(\ln \left(2 - 2 \left\{ \frac{k-1}{2} \right\} \right) - \frac{1}{2} \sum_{m=1}^{\left[\frac{k-1}{2} \right]} \frac{1}{m - \left\{ \frac{k}{2} \right\}} \right) \frac{(-1)^{k-1} \xi^k}{(k-1)!! k}, \quad (5)$$

а $[t]$ и $\{t\}$ – целая и дробная часть числа t соответственно.

Степенной ряд (4) получен в [2]. В [2] предложено теоретическое обоснование асимптотического поведения математического ожидания, рассматриваемого распределения вероятностей многолетних колебаний речного стока, широко используемого в практике гидрологических расчетов. Предлагаемая в [3] методика

решения уравнений вида (3) обобщена на более широкий класс уравнений такого типа, для чего исследовались функции специального вида, связанные соотношениями с интегралами Эйлера первого и второго рода и неполной гамма-функцией. Сходимость ряда (4) рассматривалась в [3].

В работе исследуется решение $q_2(x) = 2(S_2(x) - S_2(x_*) - S_1(x_*)q_1(x))$, где

$$S_2(x) = A_2(x) - B_2(x) = \sqrt{\frac{p}{2}} e^{\frac{p}{2}} \ln 2 - \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{2^{n+1}} \frac{x^{2n+1}}{(2n)!!(2n+1)} +$$

$$+ \sum_{n=1}^{\infty} \frac{1}{2^{n+1}} \frac{x^{2n+2}}{(2n+1)!!(2n+2)} \text{ на сходимость.}$$

Доказано, что остатки рядов $A_2(\xi), B_2(\xi)$ удовлетворяют неравенствам: $\left| \sum_{k=n}^{+\infty} a_k^{(2)} \right| \leq \frac{|a_n^{(2)}|}{1-q}$,

$\sum_{k=n}^{+\infty} b_k^{(2)} \leq \frac{b_n^{(2)}}{1-q}$ и сходятся со скоростью, не меньшей, чем скорость бесконечно убывающей

геометрической прогрессии со знаменателем q , где $a_n^{(2)} = \sqrt{\frac{\pi}{2}} \left(\ln 2 - \sum_{m=1}^n \frac{1}{2m-1} \right) \frac{\xi^{2n+1}}{(2n)!!(2n+1)}$ и

$$b_n^{(2)} = \left(\sum_{m=1}^n \frac{1}{2m} \right) \frac{\xi^{2n+2}}{(2n+1)!!(2n+2)}.$$

Тогда значения рядов $A_2(\xi), B_2(\xi)$ с заданной точностью $\varepsilon > 0$ можно получить, вычисляя

n -ые частичные суммы этих рядов $\sum_{k=0}^{n-1} a_k^{(2)}, \sum_{k=1}^{n-1} b_k^{(2)}$, если выполняются неравенства:

$$\left| a_n^{(2)} \right| \leq \varepsilon(1-q), b_n^{(2)} \leq \varepsilon(1-q), \text{ и } n \geq n_0 = \max \left\{ \left\lceil \frac{\xi^2}{2q} \right\rceil; 5 \right\}. \quad (6)$$

Рассматривается пример, приведенный в [1], о среднегодовом стоке Волги, где с использованием решения системы (4), (5) и условий (6) получены оценки параметров соответствующего распределения вероятностей.

Результаты исследований можно применить при расчете и прогнозе многолетних колебаний речного стока рек Беларуси.

ЛИТЕРАТУРА

1. Найденев, В.И. Нелинейные модели колебаний речного стока / В.И. Найденев, В.И. Швейкина // Водные ресурсы. – 2002. – Т. 29, № 1. – С. 62–67.
2. Волчек, А.А. О решении системы дифференциальных уравнений, одной из задач стохастической гидрологии / А.А. Волчек, Л.П. Махнист, В.С. Рубанов // Пятое Богдановские чтения по обыкновенным дифференциальным уравнениям: тезисы докладов международной научной конференции, Минск, 7–10 дек. 2010 г. – Минск: Институт математики НАН Беларуси, 2010. – С. 105.
3. Волчек, А.А. О решении системы дифференциальных уравнений, одной из моделей многолетних колебаний речного стока / А.А. Волчек, Л.П. Махнист, В.С. Рубанов // Веснік Брэсцкага ўніверсітэта. Серыя 4. Фізіка, матэматыка. – 2010. – № 1. – С. 68–77.

Н. В. ГУЦКО¹, Ю. В. ЛУЦЕНКО², А. Э. ШМИГИРЕВ³

^{1,3}МГПУ им. И. П. Шамякина (г. Мозырь, Беларусь)

²БГУ им. акад. И. Г. Петровского (г. Брянск, Россия)

О СТРОЕНИИ ГРУПП ШМИДТА С ПЕРЕСТАНОВОЧНЫМИ ПЕРВЫМИ И ЧЕТВЕРТЫМИ МАКСИМАЛЬНЫМИ ПОДГРУППАМИ

Все группы в данной статье являются конечными. Напомним ряд понятий, используемых в данной работе. Подгруппа H группы G называется *2-максимальной подгруппой* (или *второй максимальной подгруппой*) группы G , если H является максимальной подгруппой в некоторой максимальной подгруппе M группы G . Аналогично могут быть определены 3-максимальные подгруппы, 4-максимальные подгруппы и далее. *Группа Шмидта* – это конечная нильпотентная группа, все собственные подгруппы которой нильпотентны.